Université de Montréal

La prévisibilité à long terme des rendements des actifs financiers : leur dépendance significative du carré et du cube du ratio dividende-prix

Par: Manuela Oancea

Directeur de recherche: Nour Meddahi

Département de Sciences Économiques
Faculté des Arts et des Sciences

Rapport de recherche présenté à la Faculté des Études Supérieures en vue de l'obtention du grade de Maîtrise ès Sciences (M.Sc.)

Août, 2004

Résumé

La prévisibilité des rendements des actifs financiers constitue un domaine de recherche important en économie financière. L'allocation optimale des portefeuilles dépend directement de son existence. Les études faites sur le sujet depuis plus de deux décennies ont donné des résultats contradictoires : certains confirment cette prévisibilité et d'autres l'infirment. Dans ce travail nous avons essayé répondre à la question d'existence de la prévisibilité des rendements financiers en partant du modèle de Fama et French (1988) qui prend comme variable explicative le ratio dividende-prix. Nous avons appliqué ce modèle à plusieurs échantillons de données et nous avons retrouvé les résultats déjà connus dans la littérature. Ils sont variables d'une période à une autre. Par exemple, pour la période 1952-1987, les valeurs du R^2 obtenues augmentent avec l'horizon et deviennent importantes à partir de vingt-quatre mois, atteignant 0,33 à quatre ans. Par contre, l'introduction des données plus récentes (1952-2001) donne un R^2 très faible (0,06) pour un horizon de quarante-huit mois. Cette variation des résultats pourrait être expliquée par la présence de quelques non-linéarités associées aux changements de régime. Pour vérifier cette théorie, nous avons considéré deux autres modèles en rajoutant à celui de Fama et French (1988) le carré du ratio dividende-prix pour le premier et le carré et le cube du même ratio pour le second. Avec ce dernier modèle, nous obtenons un R^2 de 0,27 pour la période 1952-2001 et l'horizon de quatre ans au lieu de 0,06, valeur donnée par le modèle linéaire. D'après les résultats obtenus, nous avons conclu que les rendements sont prévisibles. De plus, des fonctions non-linéaires du ratio dividende-prix augmentent cette prévisibilité de manière significative.

Summary

The predictability of stock returns constitutes an important field of research in financial economics. The optimal portfolio allocation directly depends on its existence. The studies done on this subject since more than two decades gave contradictory results: some confirm this predictability and others invalidate it. In this work paper we tried to answer at the question of the existence of stock returns predictability by beginning with the Fama and French (1988) model that takes dividend-price ratio as explanatory variable. We applied this model to several samples of data and we found the results already known in the literature. They are varying from a period to another. For example, for the 1952-1987 period, the obtained values of R^2 increase with the horizon and become important from twenty-four months, attaining 0.33 at four years. On the other hand, the insertion of the more recent data (1952-2001) gives a very weak R^2 (0.06) for a horizon of forty-eight months. This variation of the results could be explained by the presence of some nonlinearities associated to the system changes. To verify this theory, we considered two others models, adding to the one of Fama and French (1988) the square of dividend-price ratio for the first one and the square and the cube of the same ratio for the second. With the latter model, we obtain an R^2 of 0.27 for the 1952-2001 period and the horizon of four years instead of 0.06, value given by the linear model. From the obtained results, we concluded that the returns are predictable. Of more, nonlinear functions of dividend-price ratio increase this predictability in a significant way.

TABLE DES MATIÈRES

Introduction

Pendant une longue période, les chercheurs pensaient que l'efficacité des marchés financiers impliquait la constance des rendements espérés et donc la non-prévisibilité. Depuis quelques décennies, ils adhèrent à l'idée selon laquelle la prévisibilité des rendements des actifs financiers n'est pas forcément incompatible avec la théorie des marchés efficients. La variabilité dans les taux de rendements espérés des actifs financiers est nécessaire pour rémunérer les risques liés à ces actifs. Même les modèles théoriques d'évaluation d'actifs tels le CAPM (Capital Asset Pricing Model) et le CCAPM (Consumption-based Capital Asset Pricing Model) impliquent cette variabilité des rendements espérés.

Les économistes ont essayé de dériver des relations algébriques liant les rendements espérés à des variables financières et macroéconomiques. Campbell et Shiller (1988), par exemple, ont montré l'existence d'une relation qui lie le logarithme du ratio dividende-prix aux rendements excédentaires espérés. Ces relations sont des justifications du souci de tester empiriquement la puissance de ces variables à expliquer (voir prédire) les rendements des actifs financiers.

Les études empiriques faites sur le sujet de la prévisibilité donnent des résultats confirmant ou infirmant son existence. La plupart des articles qui la confirment (Fama et French, 1988; Hodrick, 1992) sont en faveur de la prévisibilité à long terme. Un fait intéressant est, qu'en général, on observe une distribution en U inverse du coefficient de détermination (R^2) du modèle vis-à-vis l'horizon de prévisibilité. L'idée principale des résultats contre la prévisibilité (Richardson et Stock, 1989; Mankiw, Romer et Shapiro, 1989; Nelson et Kim, 1990; Ang et Beckaert, 2003) est que les tests statistiques sont biaisés à cause d'échantillon fini et de corrélation sérielle dans les rendements agrégés.

Dans ce travail, nous tentons de répondre à l'existence de la prévisibilité et au pouvoir du ratio dividende-prix d'expliquer les rendements futurs des actifs financiers. Nous avons commencé nos études empiriques en utilisant le même modèle que Fama et French (1988) : la régression des rendements futurs continûment composés sur une constante et le ratio dividende-prix. Pour tenir compte du problème des biais à cause d'échantillon fini et de corrélation sérielle dans les rendements agrégés, dans la formulation des tests statistiques sur les coefficients de régression, nous avons utilisé trois méthodes de calcul des écartes-types : Hansen et Hodrick (1980), Newey et West (1987) et Hodrick (1992). Toutefois, les valeurs obtenues pour les trois tests sont semblables pour une période et un horizon donné. Par contre, pour le coefficient de détermination nous avons obtenu une grande variation des résultats avec l'échantillon considéré. Par exemple, pour la période 1952-1987, ses valeurs nous font conclure à l'existence de la prévisibilité à long terme, mais celles pour l'intervalle 1952-2001 excluent la possibilité de prévoir les rendements futurs. D'ici se déroule la contribution de notre travail :

Nous avons émis l'hypothèse que cette variation des résultats peut être la réflexion de quelques changements de régime. Nous avons vérifié cette supposition avec deux autres modèles : un obtenu en incluant dans le modèle linéaire le carré du ratio dividende-prix et l'autre en incluant et le carré et le cube du même ratio. En appliquant aux données ces deux autres modèles, nous avons obtenu des R^2 plus grands pour tous les échantillons et pour tous les horizons. L'évolution du R^2 pour la période 1952-2001 et pour l'horizon de quarante-huit mois est spectaculaire : il est passé d'une valeur faible de 0,06 d'après le premier modèle, à une valeur de 0,17 d'après le deuxième et de 0,27 d'après le dernier. Ces résultats nous amènent à conclure que l'hypothèse de l'existence des non-linéarités générées par les changements de régime est vraie.

La qualité statistique des estimateurs de moindres carrés ordinaires (MCO) est mauvaise car il existe un effet dit de «feed-back» (voir Mankiw et Shapiro, 1985) : l'innovation des rendements est corrélée avec l'innovation des ratios dividende-prix. Cette hypothèse de «feed-back» ne contredit pas la convergence asymptotique des estimateurs MCO. Néanmoins, en échantillon fini, elle aboutit à des biais plus ou moins grands. Notons que ce problème de «feed-back» ressemble un peu à l'endogénéité. Suivant la pratique traditionnelle en économétrie pour traiter les problèmes d'endogénéité, nous avons essayé des méthodes d'estimation par variables instrumentales en utilisant comme instruments des variables robustes du ratio dividende-prix. Nous avons mené une analyse Monte Carlo qui a montré que ces méthodes ne résolvent pas le problème de biais à échantillon fini.

Le plan du rapport comporte trois sections : la première nous présente les motivations pour le sujet du travail; la deuxième est consacrée à une brève revue de littérature; et la troisième décrit nos modèles pour les études empiriques avec les résultats obtenus.

1. La prévisibilité des rendements des actifs financiers:

La prévisibilité est devenue un des thèmes principaux de la théorie financière moderne. La littérature sur la possibilité à prédire les rendements des actifs financiers est déjà très vaste. Cependant, les recherches continuent. Pour quoi tant de souci ?

1.1. L'importance de la prévisibilité des rendements financiers:

La prévisibilité des rendements des actifs financiers permet de déterminer la stratégie optimale d'investissement. Autrement dit, elle permet aux agents de choisir l'allocation des actifs de leurs portefeuilles de façon plus performante plutôt que de prendre les rendements espérés inconditionnels.

Depuis plus d'une décennie, l'idée d'incompatibilité entre la théorie des marchés financiers efficaces et la prévisibilité des rendements a été rejetée. La variabilité dans les rendements espérés est liée à la rémunération des risques des actifs. Ainsi, la prévisibilité des rendements est une conséquence directe des mécanismes des marchés financiers.

1.2. Relations algébriques:

Une partie de la littérature sur l'économie financière s'efforce à dériver des relations entre les rendements espérés et des variables financières et /ou macroéconomiques.

Ainsi, Campbell et Shiller (1988) ont obtenu un modèle pour le ratio dividende-prix en partant de l'équation définissant le log de rendement :

(1.2.1) $\log(R_t) = \log(P_t + D_t) - \log(P_{t-1})$

où R_t est le rendement de l'actif financier, P_t le prix et D_t les dividendes.

Si nous réécrivons la partie droite de cette équation comme une fonction non-linéaire des log de ratios dividende-prix $\delta_{t-1} = d_{t-1} - p_{t-1}$ et $\delta_t = d_t - p_t$ (les minuscules signifient les log des majuscules respectives) et du log de taux de croissance des dividendes $\Delta d_t = d_t - d_{t-1}$ et ensuite nous faisons une expansion Taylor de premier ordre autour du point $\delta_{t-1} = \delta_t = \delta$=constante; $\Delta d_t = \Delta d$ =constante (voir l'annexe I), nous obtenons l'approximation :

(1.2.2) $r_t \approx k + \delta_{t-1} - \rho\delta_t + \Delta d_t$

où k est une constante et ρ un paramètre plus petit que l'unité.

Cette relation est équivalente avec :

$$\begin{aligned} &\delta_t \approx r_{t+1} + \rho\delta_{t+1} - \Delta d_{t+1} - k \Leftrightarrow \\ (1.2.3)\quad &\delta_t \approx r_{t+1} + \rho r_{t+2} + \rho^2\delta_{t+2} - \Delta d_{t+1} - \rho\Delta d_{t+2} - k - \rho k \Leftrightarrow \\ &\delta_t \approx r_{t+1} + \ldots + \rho^i r_{t+i+1} + \rho^i\delta_{t+i} - \Delta d_{t+1} - \ldots - \rho^i\Delta d_{t+i+1} - k - \ldots - \rho^i k \end{aligned}$$

En imposant la condition $\lim_{i\to\infty}\rho^i\left(d_{t+i} - p_{t+i}\right) = 0$, on peut résoudre l'équation (1.2.3) à long terme et on obtient :

(1.2.4) $d_t - p_t \approx \sum_{j=0}^{\infty}\rho^j\left(r_{t+j} - \Delta d_{t+j}\right) - \dfrac{k}{1-\rho}$

Cette équation représente le «modèle dynamique de croissance de dividendes» et nous révèle que si le ratio dividende-prix est élevé, les agents anticiperont des rendements plus élevés de ses portefeuilles ou un faible taux de croissance des dividendes.

Lettau et Ludvingson (2001) ont montré que l'utilisation d'un proxy du logarithme du ratio consommation-richesse agrégée est adéquate pour expliquer la prévisibilité des rendements:

$$\begin{aligned} cay_t &\equiv c_t - \alpha_a a_t - \alpha_y y_t \\ &\approx k + E_t\left[\sum_{i=1}^{\infty} \rho_w^i (r_{w,t+i} - \Delta c_{t+i}) + (1-w) z_t\right] \end{aligned} \tag{1.2.5}$$

où c_t est le log de la consommation, y_t le log revenu du travail, a_t est le log de la richesse financière, r_w le log du rendement de la richesse agrégée, ρ_w est le ratio des nouveaux investissements sur la richesse totale: $\left(W_t - C_t\right)/W_t$, z_t est une variable aléatoire stationnaire dans le log du capital humain: $h_t = y_t + z_t$ et k est une constante qui n'a aucun rôle dans l'analyse.

La relation (1.2.5) est obtenue en appliquant un développement d'ordre 1 de Taylor à l'équation dynamique de la richesse agrégée:

$$W_{t+1} = (1 + R_{w,t+1})(W_t - C_t)$$

L'équation "cay" révèle que si le ratio consommation-richesse agrégée varie, alors soit les rendements, soit l'accroissement de la consommation, soit la combinaison des deux varient. Ainsi, les agents auront une tendance à augmenter la valeur de leur portefeuille quand ce ratio sera élevé.

2. Revue de littérature:

Nous avons déjà mentionné que les nombreuses études faites sur le sujet de la prévisibilité ont donné des résultats contradictoires. Certains confirment et d'autres infirment son existence. Nous présenterons ici trois articles : Fama et French (1988) où ce sujet est abordé pour la première fois et qui conclut à l'existence de la prévisibilité; Hodrick (1992) dans lequel sont analysées les propriétés statistiques du modèle utilisé par Fama et French (1988) et sont obtenus des résultats empiriques aussi en faveur de la prévisibilité; Ang et Beckaert (2001) où sont utilisées des données plus récentes dans les études empiriques et qui conclut à la non-existence de la prévisibilité.

2.1. Fama et French (1988) :

Fama et French (1988) ont considéré comme modèles de prévisibilité les régressions linéaires des rendements nominaux et réels futurs des portefeuilles NYSE (New York Stock Exchange) sur une constante et les ratios dividende-prix annualisés :

$$\ln(R_{t+k,k}) = \alpha_{k,1} + \beta_{k,1}Y(t) + u_{t+k,k}$$

où $\ln\left(R_{t+k,k}\right)$ sont les rendements continûment composés pour les deux index et pour un horizon k d'un mois, un trimestre et un jusqu'à quatre ans.

Deux ratios dividende-prix sont utilisés : Y(t)=D(t)/P(t-1) et Y(t)=D(t)/P(t) , P_{t-1} étant le prix des actifs au début de l'année et P_t le prix à la fin de l'année. Les dividendes sont annualisés pour éliminer les différences saisonnières des paiements en faisant la sommation des dividendes mensuels pour l'année antérieure :

$D(t)=d(t)+(1+r_t)d(t-1)+\ldots+(1+r_t)(1+r_{t-1})\ldots(1+r_{t-10})d(t-11)$

où r_t est le rendement du bon de trésor d'un mois.

Les données portent sur la période de 1927 jusqu'en 1986. Les modèles sont appliqués pour tout l'intervalle et pour les trois sous-intervalles: 1927-1956; 1957-1986; 1941-1986.

Tableau 2.1.1 :

Les régressions des rendements nominaux et réels des portefeuilles NYSE «valeur pondérée» sur les ratios dividende-prix pour l'échantillon 1941-1986 :

$$\ln(R_{t+k,k}) = \alpha_{k,1} + \beta_{k,1}Y(t) + u_{t+k,k}$$

		Rendements nominaux						**Rendements réels**					
		Y(t)=D(t)/P(t-1)			Y(t)=D(t)/P(t)			Y(t)=D(t)/P(t-1)			Y(t)=D(t)/P(t)		
T	**N**	$\hat{\beta}_{k,1}$	$t(\hat{\beta}_{k,1})$	R^2	$\hat{\beta}_{k,1}$	$t(\hat{\beta}_{k,1})$	R^2	$\hat{\beta}_{k,1}$	$t(\hat{\beta}_{k,1})$	R^2	$\hat{\beta}_{k,1}$	$t(\hat{\beta}_{k,1})$	R^2
M	552	0.39	2.95	0.01	0.36	2.59	0.01	0.37	2.73	0.01	0.32	2.20	0.01
Q	184	1.07	2.47	0.03	1.20	2.64	0.03	1.04	2.28	0.02	1.07	2.23	0.02
1	46	4.46	2.62	0.12	5.09	2.88	0.14	4.40	2.29	0.09	4.82	2.38	0.09
2	45	7.15	3.04	0.17	10.34	4.18	0.35	7.21	2.36	0.13	10.26	3.15	0.25
3	44	9.42	4.77	0.29	12.94	5.68	0.51	9.66	2.91	0.21	13.10	3.53	0.36
4	43	12.75	5.49	0.49	15.35	5.62	0.64	13.34	3.18	0.36	15.71	3.31	0.45

Les régressions des rendements sur les ratios dividende-prix expliquent moins de 5% de la variation des rendements espérés sur un mois ou un trimestre, mais quand l'horizon est de deux jusqu'à quatre ans, les mêmes régressions expliquent plus de 25% de la variation des rendements espérés. En d'autres mots, avec leurs modèles, les auteurs prouvent l'existence de la prévisibilité à long terme des rendements des actifs financiers.

Les coefficients $\hat{\beta}_{k,1}$ augmentent approximativement en proportion avec l'horizon de prévisibilité jusqu'à un ou deux ans et après plus lentement. Ce qui suggère que les rendements espérés à court terme sont autocorrélés, mais avec un retour lent à la moyenne. La persistance de ces rendements à court terme fait qu'à long terme, leurs variances augmentent plus qu'en proportion avec l'horizon.

2.2.Hodrick (1992) :

Les conclusions de Fama et French (1988) en faveur de la prévisibilité ont été mises en question par les chercheurs à cause des particularités statistiques existantes dans ce genre d'études empiriques, pouvant mener à des résultats trompeurs.

Hodrick (1992) s'intéresse sur le problème des biais des tests statistiques à cause d'échantillon fini et de corrélation sérielle dans les rendements agrégés. Par l'intermédiaire des simulations Monte Carlo sur les distributions de ces tests, il trouve que l'utilisation des valeurs asymptotiques critiques donne tendance à rejeter l'hypothèse nulle de non-prévisibilité plus souvent qu'il faut. Cependant, les biais ne sont pas très forts.

L'auteur examine les propriétés statistiques de trois méthodes alternatives pour mesurer la prévisibilité B long terme des rendements des actions.

La première méthode est la régression Moindres Carrés Ordinaires (MCO) et il utilise comme exemple le modèle de Fama et French (1988) :

$$(2.2.1) \qquad \ln(R_{t+k,k}) = \alpha_{k,1} + \beta_{k,1}(D_t/P_t) + u_{t+k,k}$$

où l'hypothèse nulle de non-prévisibilité revient B tester si $\beta_{k,1}=0$. Hodrick examine la distribution asymptotique de l'estimateur MCO $\delta'_{k,1}=(\alpha_{k,1}, \beta_{k,1})$ et démontre deux possibilités d'estimer ses écarts-type. Une première qui inclue la sommation des matrices d'autocovariance générant des faibles propriétés des tests statistiques à cause d'échantillon fini et une deuxième qui évite cette sommation. Dans nos études empiriques, nous avons utilisé entre autres ce dernier estimateur de l'écart-type. Il est présenté dans l'annexe III.

Le terme d'erreur $u_{t+k,k}$ est un élément de l'information en t+k. Si on utilise toutes les données mensuelles, $u_{t+k,k}$ est corrélé avec k-1 termes d'erreur précédents. Sous l'hypothèse alternative que les rendements ont une moyenne conditionnelle variable, $u_{t+k,k}$ peut être corrélé arbitrairement avec des termes d'erreur précédents si le ratio dividende-prix n'explique pas toute la variation de la moyenne conditionnelle.

Les écarts-type traditionnels pour les MCO sont convenables asymptotiquement s'il n'existe pas de corrélation sérielle du terme d'erreur et si ce terme est conditionnellement homoscédastique. Sous l'hypothèse nulle que les rendements ne peuvent pas être prévus, $u_{t+k,k} = (e_{t+1}+\ldots+e_{t+k})$, où e_{t+1} est l'erreur prévue en t+1 qui est non corrélée avec les autres termes d'erreur. L'estimation de e_{t+1} peut être obtenue en faisant la régression de $\ln(R_{t+1})$ sur une constante.

La deuxième méthode est la régression des rendements d'une période sur la somme des ratios dividende-prix. À cause du fait que le rendement continûment composé est la somme de k rendements d'une période, le numérateur du coefficient $\beta_{k,1} = \dfrac{\mathrm{cov}\left(\left(D_t / P_t\right), \ln\left(R_{t+k,k}\right)\right)}{\mathrm{var}\left(\ln\left(R_{t+k,k}\right)\right)}$ de la régression (2.2.1) est égal à :

$\mathrm{cov}\left[\ln(R_{t+1}) + \ldots + \ln(R_{t+k}); (D_t / P_t)\right]$. Cette covariance, dans le cas des séries stationnaires est identique avec:

$\mathrm{cov}[\ln(R_{t+1}) ; (D_t/P_t)+\ldots+(D_{t-k+1}/P_{t-k+1})]$ qui donne le numérateur de la pente

$\beta_{1,k} = \dfrac{\mathrm{cov}\left(\left[\left(D_t / P_t\right) + \ldots + \left(D_{t-k+1} / P_{t-k+1}\right)\right], \ln\left(R_{t+1}\right)\right)}{\mathrm{var}\left(\left[\left(D_t / P_t\right) + \ldots + \left(D_{t-k+1} / P_{t-k+1}\right)\right]\right)}$ de la régression:

(2.2.2) $\ln(R_{t+1}) = \alpha_{1,k} + \beta_{1,k}[(D_t/P_t)+\ldots+(D_{t-k+1}/P_{t-k+1})] + u_{t+1}$

Le premier indice des coefficients correspond au numéro de périodes futures jusqu'à la réalisation de la variable dépendante et le deuxième indique le numéro des variables incluses dans la sommation de la partie droite de l'équation.

Sous l'hypothèse nulle ($\beta_{k,1} = 0 \Leftrightarrow \beta_{1,k} = 0$) il n'existe pas une corrélation sérielle du terme d'erreur et s'évite la sommation des matrices d'autocovariance.

Les données utilisées pour tester les deux premières méthodes sont de janvier 1929 jusqu'en décembre 1987. L'horizon est d'un mois, un an, jusqu'à quatre ans.

Les pentes de la régression (2.2.1) mesurent la réponse d'un rendement espéré annualisé pour un horizon k à un changement dans le ratio dividende-prix courant. Celles de la régression (2.2.2) mesurent le changement dans le rendement pour un mois correspondant aux changements dans le ratio dividende-prix moyen.

Les résultats obtenus indiquent que les ratios dividende-prix prévoient les rendements futurs, surtout pour un horizon d'un an ou plus.

La troisième méthode, pour tester le pouvoir des ratios dividende-prix de prévoir les rendements des actions aux différents horizons et de mesurer les effets sur des hypothèses alternatives qui permettent aux rendements espérés de varier, est le modèle VAR(1) (Vecteur AutoRégressif d'ordre 1) avec trois variables dépendantes: le logarithme des rendements réels ($\ln R_t$), le ratio dividende-prix annualisé (D_t/P_t) et le rendement mensuel du bon de trésor relatif à sa moyenne mobile des douze derniers mois ($r_{bt} = i_t - \frac{1}{12}\sum_{n=1}^{12} i_{t-n}$, où i_t est le taux mensuel du bon de trésor).

Soit Z_t le vecteur des variables dépendantes du modèle VAR(1). Chaque variable est centrée par rapport à sa moyenne:

$$\text{(2.2.3)} \qquad \begin{aligned} Z_t &= \left[\ln R_t - E(\ln R_t), D_t / P_t - E(D_t / P_t), r_{bt} - E(r_{bt})\right]' \\ Z_{t+1} &= AZ_t + \mu_{t+1} \end{aligned}$$

où A est une matrice 3×3 avec l'élément typique a_{ij} et μ_t est un bruit blanc multivarié

L'hypothèse nulle de non prévisibilité est H_0 : $a_{11}=a_{12}=a_{13}=0$.

Pour tenir compte de l'hétéroscédasticité, l'auteur a imposé un modèle paramétrique d'hétéroscédasticité conditionnelle pour le vecteur des résidus, un GARCH(1,1) multivarié.

Le système VAR impose plus de structure sur les données, mais les évidences Monte Carlo suggèrent que si la structure est correcte, le comportement de ce système pour l'échantillon fini est meilleur que celui des régressions à long terme avec un horizon grand relativement à la grandeur de l'échantillon.

Hodrick (1992) a appliqué ce modèle à trois échantillons: A(1927:2-1987:11), B(1952:1-1987:11), C(1927:2-1951:12). L'évidence de la prévisibilité des rendements est forte pour l'intervalle B, où le pouvoir explicatif et du rendement du bon de trésor et du ratio dividende-prix est grand.

En conclusion, les estimations et les résultats des simulations Monte Carlo suggèrent que les changements dans les ratios dividende-prix prévoient des changements persistants significatifs dans les rendements espérés des actions. Ainsi, Hodrick (1992) confirme la prévisibilité à long terme des rendements financiers futurs.

2.3. Ang et Beckaert (2001) :

Ang et Beckaert (2001) utilisent des données plus récentes (1975 :2-1999 :12) pour tester la prévisibilité des rendements financiers. D'après les résultats de leurs études empiriques, ils en arrivent à la conclusion de la non-validité de la prévisibilité à long terme.

Ceci remet en question la conclusion de Hodrick (1992).

3. Études empiriques :

Les résultats de Ang et Beckaert (2001) nous amènent à penser à la possibilité qu'ils soient la conséquence de quelques changements de régime intervenus dans la période plus récente qui n'est pas couverte par les données utilisées dans les études empiriques faites par Hodrick (1992) et Fama et French (1988).

Nous nous proposons de vérifier cette hypothèse.

3.1. Description des données :

Nous avons utilisé des données CRSP (Center for Research in Security Prices) sur la valeur pondérée du rendement nominal avec dividendes (RN_t) de NYSE (New York Stock Exchange), la valeur pondérée du rendement nominal sans dividendes (RX_t), le rendement du bon de trésor d'un mois (i_t) et le taux d'inflation de l'IPC (π_t).

D'après les spécifications données dans Hodrick (1992), nous avons construit :

- la série de la valeur pondérée du prix nominal normalis**é** (P_t) d'après la formule : $P_t=(1+RX_t)P_{t-1}$ en considérant le prix de décembre 1925 comme l'unité ;

- la série des dividendes pour un mois ($\overline{d}_t$) d'après la formule : $\overline{d}_t = \left(RN_t - RX_t\right)P_{t-1}$;

- la série des dividendes annualisés pour éliminer les saisonnalités (D_t) d'après la formule : $D_t = \sum_{j=0}^{11} \overline{d}_{t-j} \prod_{k=1}^{j} \left(1 + i_{t-k+1}\right)$;

- la série du prix nominal normalis**é** des biens (Pg_t) d'après la formule : $Pg_t=(1+\pi_t)Pg_{t-1}$ en considérant le prix de décembre 1925 comme l'unit**é** ;

- la série du rendement réel incluant les dividendes, pour une période (R_t) d'après la formule : $R_t=(P_t/Pg_t+d_t/Pg_t)/(P_{t-1}/Pg_{t-1})$;

- la série des log des rendements pour une période : $r_t=\ln R_t$;

- la série du ratio dividende-prix D_t/P_t .

3.2. Les modèles et les résultats :

Nous utilisons la spécification typique MCO (Moindres Carrés Ordinaires) de Fama et French (1988) :

$$\ln\left(R_{t+k,k}\right) = \alpha_{k,1} + \beta_{k,1}\left(D_t/P_t\right) + u_{t+k,k} \qquad \textbf{(Régression 1)}$$

où k est l'horizon de prévisibilité en mois.

La période couverte par nos données commence en janvier 1926 et se termine en décembre 2001. Nous perdons les données de la première année parce que les dividendes ont été dessaisonnalisés.

Nous appliquons le modèle à plusieurs intervalles : les trois premiers commencent en 1927 et se terminent en 1987 comme dans Hodrick (1992), en 1994 comme dans Campbell, Lo et MackKinlay (1997) et en 2001, pour refléter les plus récentes données. Nous avons également considéré des régressions «après guerre» avec les mêmes points terminaux, commençant en 1952.

Les résultats obtenus sont présentés dans les tableaux 1a et 1b. Les tests t pour les coefficients $\hat{\beta}_{k,1}$ de la régression sont calculés en utilisant les écarts-types obtenus par trois méthodes différentes : Hansen et Hodrick (1980), Newey et West (1987) et Hodrick (1992) présentées dans les annexes II, III et IV.

Nous observons que les valeurs des premiers deux t ($t_{H-H\,('80)}$ et $t_{N-W\,('87)}$) sont bien similaires, la dernière d'entre eux étant un peu plus petite. Le $t_{H\,('92)}$ est clairement le moindre.

Les valeurs critiques pour la distribution t à un niveau de confiance de 5% et plus de 120 degrés de liberté sont de ±1,96. Les résultats dans les tableaux rejettent l'hypothèse nulle de non-prévisibilité ($\hat{\beta}_{k,1}$=0) d'après tous les trois t et pour tous les échantillons, à partir d'un horizon de 12 mois (sauf pour l'intervalle 1927-2001 pour qui le rejet commence à 24 mois).

Le coefficient de détermination R^2 est faible pour les valeurs petites de k et augmente avec l'horizon. Pour des k plus grands que 48 (que nous n'avons pas inclus dans les tableaux), R^2 commence à descendre. La distribution en U inverse du coefficient de détermination est obtenue pour tous les échantillons étudiés.

La plus grande valeur, R^2=0,35, est obtenue pour la période 1952-1987 et pour un horizon de 4 ans. L'échantillon 1927-1987 donne un R^2=0,33 pour le même horizon, mais l'addition de 7 ans (1927-1994) fait que R^2 diminue jusqu'à 0,21. Les résultats se détériorent encore plus sur le plus grand échantillon (1927-2001) : R^2=0,15. Si on regarde la sous-période «après guerre» avec les plus récentes données, on constate un R^2 totalement faible, de 0,06, aussi pour k=48. Ce dernier résultat met en question l'hypothèse de prévisibilité.

Comme nous l'avons déjà mentionné, cette variation frappante des résultats avec l'échantillon considéré peut être la réflexion de quelques non-linéarités associés aux changements de régime. En conséquence, pour refléter ces non-linéarités potentiels, on considère encore deux modèles : **Régression 2** (voir les tableaux 2a et 2b) qui additionne à la **Régression 1** le carré du ratio dividende-prix et **Régression 3** (voir les tableaux 3a, 3b et 3c) qui introduit le cube du même ratio dans la **Régression 2**.

La **Régression 2** augmente déjà le R^2 pour l'échantillon 1952-2001 et l'horizon de 4 ans, de sa valeur négligeable de 0,06 obtenue en utilisant le premier modèle, à une valeur de 0,17. L'apport de la **Régression 3** est encore marquant : on atteint un coefficient de détermination de 0,27, pour le même cas. C'est vraiment l'échantillon pour qui la supériorité du dernier modèle de prévisibilité est spectaculaire. Mais les résultats démontrent que dans tous les autres cas, cette supériorité est évidente.

Nous observons aussi que dans le cas de ces derniers modèles (**Régression 2** et **3**), les résultats obtenus pour la statistique t d'après les trois méthodes dépassent ±1,96 (les valeurs critiques pour un niveau de confiance de 5% et plus de 120 degrés de liberté) à partir d'un plus petit horizon pour les coefficients des termes non-linéaires ($(D_t/P_t)^2$ et $(D_t/P_t)^3$), que pour ceux du terme linéaire. Ici nous voyons l'importance explicative du carré et du cube du ratio dividende-prix dans l'évolution des rendements futurs des actifs financiers, en concordance avec l'amélioration du R^2 des régressions qui les incluent.

Nos résultats suggèrent premièrement l'existence de la prévisibilité des rendements des actifs financiers à long terme (à partir d'environ 2 ans et avec une puissance maximale à environ 4 ans), deuxièmement, le pouvoir du ratio dividende-prix de prédire les rendements futurs et troisièmement, l'existence des non-linéarités associées peut-être aux changements de régime.

Notons que nos modèles présentent un effet de «feed-back» (voir Mankiw et Shapiro, 1985) : l'innovation des rendements est corrélée avec l'innovation des ratios dividende-prix. Cet effet produit en échantillon fini des biais plus ou moins grands. Nous avons tenté de traiter ce problème avec des méthodes d'estimation par variables instrumentales en prenant comme instruments des variables robustes du ratio dividende-prix. Malheureusement, l'analyse Monte Carlo que nous avons fait (voir l'annexe V) a démontré que ces méthodes ne résolvent pas le problème de biais à échantillon fini.

Tableau 1a : **Régression 1 :** $r_{t+1}+\ldots+r_{t+k}=\alpha_{k,1}+\beta_{k,1}(D_t/P_t)+u_{t+k,k}$

L'intervalle	**L'horizon k (mois)**					
1927-1987	**1**	**3**	**12**	**24**	**36**	**48**
R^2	0,00457	0,01977	0,07759	0,16014	0,22716	0,32876
$\hat{\beta}_{k,1}$	0,28240	1,08214	4,38284	8,63820	11,57617	14,64249
$t_{H\text{-}H\ ('80)}$	1,83323	2,24852	2,30882	2,84202	3,18511	3,60574
$t_{N\text{-}W\ ('87)}$	1,60406	2,18840	2,27432	2,52163	2,96597	3,46600
$t_{H\ ('92)}$	1,25788	1,53694	2,19680	2,36273	2,49398	3,18548
1927-1994						
R^2	0,00437	0,01863	0,07590	0,14062	0,17210	0,21229
$\hat{\beta}_{k,1}$	0,27159	1,02989	4,25295	8,20715	11,07893	14,20440
$t_{H\text{-}H\ ('80)}$	1,69351	1,51126	2,42224	4,29658	4,76420	3,99575
$t_{N\text{-}W\ ('87)}$	1,49476	1,42777	2,27579	4,06704	4,52652	3,79722
$t_{H\ ('92)}$	1,19310	1,49513	2,02454	2,21516	2,39755	3,14170
1927-2001						
R^2	0,00241	0,00814	0,04424	0,06203	0,08656	0,14749
$\hat{\beta}_{k,1}$	0,180161	0,71697	2,91262	5,54102	7,38008	9,74391
$t_{H\text{-}H\ ('80)}$	1,47409	1,89421	1,88994	3,08965	3,12038	3,32243
$t_{N\text{-}W\ ('87)}$	1,39607	1,58038	1,70115	2,98044	3,02080	3,14544
$t_{H\ ('92)}$	1,11598	1,37970	1,65829	2,01030	2,36179	3,08007

Note :

$t_{H\text{-}H\ ('80)}$ est le test t construit avec l'estimateur de l'écart-type de Hansen et Hodrick (1980)

$t_{N\text{-}W\ ('87)}$ est le test t construit avec l'estimateur de l'écart-type de Newey et West (1987)

$t_{H\ ('92)}$ est le test t construit avec l'estimateur de l'écart-type de Hodrick (1992)

Tableau 1b : **Régression 1 :** $r_{t+1}+\ldots+r_{t+k}=\alpha_{k,1}+\beta_{k,1}(D_t/P_t)+u_{t+k,k}$

L'intervalle	**L'horizon k (mois)**					
1952-1987	**1**	**3**	**12**	**24**	**36**	**48**
$\hat{\beta}_{k,1}$	0,52208	1,63050	6,98411	12,72030	16,35794	18,41210
R^2	0,01302	0,03854	0,14117	0,26083	0,32246	0,35130
$t_{H\text{-}H\ ('80)}$	3,35958	3,41358	3,50549	3,71238	3,82393	3,53023
$t_{N\text{-}W\ ('87)}$	3,13123	3,22350	3,29887	3,52639	3,69490	3,46633
$t_{H\ ('92)}$	1,97208	2,27639	2,50423	2,69205	2,88847	3,07593
1952-1994						
$\hat{\beta}_{k,1}$	0,52046	1,61165	6,95416	12,32435	16,28929	18,80717
R^2	0,01285	0,03802	0,11145	0,18177	0,20907	0,16811
$t_{H\text{-}H\ ('80)}$	3,29449	3,37558	3,42598	3,10565	3,42479	3,62927
$t_{N\text{-}W\ ('87)}$	3,11696	3,28870	3,33058	3,02947	3,31093	3,54213
$t_{H\ ('92)}$	2,39752	2,55487	2,85003	3,00256	3,18364	3,31896
1952-2001						
$\hat{\beta}_{k,1}$	0,27254	0,87390	3,68340	6,31485	8,18151	9,48456
R^2	0,00219	0,00666	0,02675	0,03018	0,04321	0,05985
$t_{H\text{-}H\ ('80)}$	2,77050	2,83493	2,98640	3,19804	3,62871	3,70082
$t_{N\text{-}W\ ('87)}$	2,67728	2,75164	2,87493	2,99923	3,49082	3,66850
$t_{H\ ('92)}$	1,65878	1,81487	2,33860	2,48324	2,56493	3,28854

Voir la note du **Tableau 1a.**

Tableau 2a :

Régression 2 : $r_{t+1}+\ldots+r_{t+k}=\alpha_{k,1}+\beta 1_{k,1}(D_t/P_t)+\beta 2_{k,1}(D_t/P_t)^2+u_{t+k,k}$

L'intervalle	**L'horizon k (mois)**					
1927-1987	**1**	**3**	**12**	**24**	**36**	**48**
$\mathbf{R^2}$	0,00953	0,03489	0,09193	0,17089	0,23379	0,33283
$\hat{\beta}1_{k,1}$	-0,21193	-2,52621	5,43987	10,88238	19,08903	15,47872
$\mathbf{t_{1H\text{-}H\ ('80)}}$	-1,34915	-1,79831	2,07049	2,312821	2,60950	2,92478
$\mathbf{t_{1N\text{-}W\ ('87)}}$	-1,26762	-1,66165	1,96244	2,27831	2,51369	2,85608
$\mathbf{t_{1H\ ('92)}}$	-1,20983	-1,51341	1,90105	2,12460	2,25356	2,68424
$\hat{\beta}2_{k,1}$	4,43775	32,39483	35,34080	-20,10819	-67,33081	-51,49042
$\mathbf{t_{2H\text{-}H\ ('80)}}$	2,84195	3,09961	3,70951	-2,26868	-2,76466	-3,67521
$\mathbf{t_{2N\text{-}W\ ('87)}}$	2,72877	2,94928	3,55402	-2,16393	-2,63196	-3,51720
$\mathbf{t_{2H\ ('92)}}$	1,97251	2,54337	2,88220	-2,11036	-2,46475	-3,08872
1927-1994						
$\mathbf{R^2}$	0,00818	0,03259	0,07988	0,14609	0,17915	0,21874
$\hat{\beta}1_{k,1}$	-0,17139	-2,36931	4,52966	9,96909	18,81724	16,33732
$\mathbf{t_{1H\text{-}H\ ('80)}}$	-1,30333	-1,21623	2,03200	2,59910	2,85975	2,74393
$\mathbf{t_{1N\text{-}W\ ('87)}}$	-1,28300	-1,12019	1,91773	2,45527	2,66474	2,58535
$\mathbf{t_{1H\ ('92)}}$	-1,16803	-1,46474	1,75141	2,01778	2,27370	2,49013
$\hat{\beta}2_{k,1}$	4,03159	30,91601	33,74920	-15,89021	-59,54451	-38,14193
$\mathbf{t_{2H\text{-}H\ ('80)}}$	2,80537	2,93425	3,42312	-2,15805	-2,62958	-3,07078
$\mathbf{t_{2N\text{-}W\ ('87)}}$	2,78251	2,79492	3,29708	-2,02160	-2,50436	-2,99945
$\mathbf{t_{2H\ ('92)}}$	2,04344	2,39292	2,57182	-1,98274	-2,11928	-2,21063
1927-2001						
$\mathbf{R^2}$	0,00418	0,02903	0,06237	0,09252	0,11158	0,16452
$\hat{\beta}1_{k,1}$	-0,32508	-2,21598	-3,29098	-1,22041	1,73886	-2,34320
$\mathbf{t_{1H\text{-}H\ ('80)}}$	-1,28593	-1,55898	-1,92375	-2,05222	2,46637	-2,68115
$\mathbf{t_{1N\text{-}W\ ('87)}}$	-1,14924	-1,38123	-1,82309	-1,98022	2,31655	-2,45616
$\mathbf{t_{1H\ ('92)}}$	-1,11540	-1,32087	-1,78893	-1,89740	2,21719	-2,38278
$\hat{\beta}2_{k,1}$	5,04948	29,25728	61,24420	65,68196	53,85218	113,39072
$\mathbf{t_{2H\text{-}H\ ('80)}}$	2,74214	2,88288	3,35029	3,53382	3,72216	4,13953
$\mathbf{t_{2N\text{-}W\ ('87)}}$	2,66895	2,70548	3,26093	3,44060	3,64475	3,98853
$\mathbf{t_{2H\ ('92)}}$	2,10066	2,43006	2,67151	3,06550	3,39502	3,57481

Voir la note du **Tableau 1a**.

Tableau 2b :
Régression 2 : $r_{t+1}+\ldots+r_{t+k}=\alpha_{k,1}+\beta1_{k,1}(D_t/P_t)+\beta2_{k,1}(D_t/P_t)^2+u_{t+k,k}$

L'intervalle	**L'horizon k (mois)**					
1952-1987	**1**	**3**	**12**	**24**	**36**	**48**
$\mathbf{R^2}$	0,01460	0,04155	0,16324	0,32386	0,38105	0,39283
$\hat{\beta}1_{k,1}$	-0,51849	1,93842	14,38409	53,10171	40,15861	7,38113
$\mathbf{t_{1H\text{-}H\ ('80)}}$	-1,41209	1,82459	2,13279	2,48877	2,75859	3,09232
$\mathbf{t_{1N\text{-}W\ ('87)}}$	-1,36177	1,74875	1,98295	2,35896	2,67092	2,97364
$\mathbf{t_{1H\ ('92)}}$	-1,25376	1,68744	1,86428	2,13955	2,38987	2,79619
$\hat{\beta}2_{k,1}$	12,23342	-3,61958	-86,97854	-474,9473	-279,5645	129,37773
$\mathbf{t_{2H\text{-}H\ ('80)}}$	2,72441	-2,52359	-2,81716	-2,96961	-3,13651	3,51479
$\mathbf{t_{2N\text{-}W\ ('87)}}$	2,68539	-2,43363	-2,73758	-2,87430	-2,98279	3,43773
$\mathbf{t_{2H\ ('92)}}$	1,87103	-2,06470	-2,59507	-2,75169	-2,63258	2,97940
1952-1994						
$\mathbf{R^2}$	0.01396	0,04831	0,12414	0,19460	0,21605	0,22871
$\hat{\beta}1_{k,1}$	0,09805	2,89046	15,10212	50,75063	48,01631	25,39343
$\mathbf{t_{1H\text{-}H\ ('80)}}$	1,42351	1,65298	2,13567	2,48601	2,66643	3,03038
$\mathbf{t_{1N\text{-}W\ ('87)}}$	1,38568	1,54900	2,04019	2,31799	2,54307	2,98345
$\mathbf{t_{1H\ ('92)}}$	1,35587	1,57123	2,01077	2,17152	2,37760	2,61268
$\hat{\beta}2_{k,1}$	5,01091	-15,1635	-96,37077	-452,6294	-373,0163	-77,44604
$\mathbf{t_{2H\text{-}H\ ('80)}}$	2,67019	-2,21025	-2,49952	-2,56661	-2,74561	-2,92838
$\mathbf{t_{2N\text{-}W\ ('87)}}$	2,58445	-2,17065	-2,35458	-2,462354	-2,66208	-2,80520
$\mathbf{t_{2H\ ('92)}}$	2,13750	-1,65474	-2,27701	-2,31304	-2,39850	-2,42297
1952-2001						
$\mathbf{R^2}$	0,00339	0,00856	0,03788	0,04863	0,08785	0,16970
$\hat{\beta}1_{k,1}$	-0,68960	-1,45454	-7,85422	-9,67956	-21,08122	-42,05636
$\mathbf{t_{1H\text{-}H\ ('80)}}$	-1,33317	-1,42282	-1,83129	-2,02140	-2,43194	-2,74837
$\mathbf{t_{1N\text{-}W\ ('87)}}$	-1,26829	-1,38996	-1,71282	-1,96840	-2,37588	-2,68811
$\mathbf{t_{1H\ ('92)}}$	-1,19713	-1,31284	-1,58740	-1,83048	-2,14709	-2,29715
$\hat{\beta}2_{k,1}$	12,88426	31,12292	152,40786	207,04288	369,91633	635,44224
$\mathbf{t_{2H\text{-}H\ ('80)}}$	2,54706	2,73723	2,94715	3,11543	3,34565	3,76135
$\mathbf{t_{2N\text{-}W\ ('87)}}$	2,50274	2,63451	2,75215	2,94992	3,19826	3,64598
$\mathbf{t_{2H\ ('92)}}$	1,98661	2,26836	2,38640	2,48300	2,67737	2,98912

Voir la note du **Tableau 1a**.

Tableau 3a :

Régression 3 : $r_{t+1}+\ldots+r_{t+k}=\alpha_{k,1}+\beta1_{k,1}(D_t/P_t)+\beta2_{k,1}(D_t/P_t)^2+\beta3_{k,1}(D_t/P_t)^3+u_{t+k,k}$

L'intervalle	**L'horizon k (mois)**					
	1	**3**	**12**	**24**	**36**	**48**
1927-1987						
R^2	0,01337	0,08611	0,10552	0,17535	0,24246	0,33587
$\hat{\beta}1_{k,1}$	3,88053	22,10146	34,49883	37,10833	27,99457	-5,10133
$t_{1H\text{-}H\ ('80)}$	1,36367	1,62872	2,05710	2,10987	2,52597	-2,74381
$t_{1N\text{-}W\ ('87)}$	1,25763	1,47038	1,91856	2,06430	2,44359	-2,51143
$t_{1H\ ('92)}$	1,23948	1,44264	1,88595	1,96073	2,21287	-2,37336
$\hat{\beta}2_{k,1}$	-62,63889	-371,2302	-522,5563	-449,8101	-213,1925	329,22798
$t_{2H\text{-}H\ ('80)}$	-2,76440	-3,03815	-3,25727	-3,03235	-3,21340	3,53957
$t_{2N\text{-}W\ ('87)}$	-2,59762	-2,87657	-3,01658	-2,92144	-3,18085	3,38482
$t_{2H\ ('92)}$	-2,19459	-2,40086	-2,81948	-2,44838	-2,51710	2,76198
$\hat{\beta}3_{k,1}$	323,14057	1944,27890	2686,45999	2069,23342	701,95407	-1618,696
$t_{3H\text{-}H\ ('80)}$	1,56971	1,75583	2,06692	2,33411	2,51017	-2,72242
$t_{3N\text{-}W\ ('87)}$	1,39581	1,60652	1,86260	2,20543	2,32188	-2,49487
$t_{3H\ ('92)}$	1,30736	1,53413	1,71951	1,91989	2,17915	-2,25159
1927-1994						
R^2	0,01295	0,08385	0,08942	0,14937	0,18153	0,23304
$\hat{\beta}1_{k,1}$	3,94127	21,42231	34,35108	37,09410	35,36737	9,88210
$t_{1H\text{-}H\ ('80)}$	1,26668	1,49051	1,98874	2,04063	2,53239	2,69119
$t_{1N\text{-}W\ ('87)}$	1,14345	1,37489	1,82761	2,00311	2,32701	2,52982
$t_{1H\ ('92)}$	1,05349	1,24566	1,69489	1,87797	2,16141	2,30037
$\hat{\beta}2_{k,1}$	-64,01660	-362,56662	-524,16222	-461,51260	-340,8580	85,64897
$t_{2H\text{-}H\ ('80)}$	-1,76727	-1,98834	-2,55883	-2,13360	-2,52102	3,00489
$t_{2N\text{-}W\ ('87)}$	-1,47902	-1,85573	-2,47718	-2,09927	-2,27048	2,54931
$t_{2H\ ('92)}$	-1,34879	-1,62664	-2,25835	-1,99927	-2,13674	2,27633
$\hat{\beta}3_{k,1}$	330,35605	1909,54850	2702,48422	2152,00758	1308,26172	-510,0044
$t_{3H\text{-}H\ ('80)}$	1,67232	1,83583	2,16850	2,42577	2,64850	-2,81667
$t_{3N\text{-}W\ ('87)}$	1,51003	1,74946	2,07665	2,39282	2,43552	-2,63666
$t_{3H\ ('92)}$	1,23591	1,52198	1,79267	2,18696	2,37358	-2,49502

Voir la note du **Tableau 1a**.

Tableau 3b :

Régression 3 : $r_{t+1}+\ldots+r_{t+k}=\alpha_{k,1}+\beta 1_{k,1}(D_t/P_t)+\beta 2_{k,1}(D_t/P_t)^2+\beta 3_{k,1}(D_t/P_t)^3+u_{t+k,k}$

L'intervalle	**L'horizon k (mois)**					
1927-2001	**1**	**3**	**12**	**24**	**36**	**48**
R^2	0,00726	0,05771	0,07605	0,10513	0,13613	0,20829
$\hat{\beta}1_{k,1}$	1,12612	7,68214	4,24342	-10,70417	-26,90322	-52,11592
$t_{1H\text{-}H\ ('80)}$	1,33307	1,57651	2,01072	-2,11525	-2,52899	-2,74529
$t_{1N\text{-}W\ ('87)}$	1,23511	1,46301	1,89608	-1,99518	-2,39666	-2,54974
$t_{1H\ ('92)}$	1,07655	1,25771	1,57338	-1,72852	-2,16028	-2,35296
$\hat{\beta}2_{k,1}$	-22,16430	-155,9987	-78,05951	237,33333	559,47195	969,16589
$t_{2H\text{-}H\ ('80)}$	-1,83658	-2,12943	-2,71190	2,92086	3,23809	3,35641
$t_{2N\text{-}W\ ('87)}$	-1,59951	-1,86205	-2,51995	2,79523	2,98033	3,17533
$t_{2H\ ('92)}$	-1,34748	-1,69968	-2,28824	2,58280	2,75185	2,94194
$\hat{\beta}3_{k,1}$	145,69396	990,45405	738,22784	-895,2459	-2586,281	-4285,188
$t_{3H\text{-}H\ ('80)}$	1,54582	1,71163	2,02374	-2,38691	-2,53836	-2,75548
$t_{3N\text{-}W\ ('87)}$	1,42125	1,68205	1,92954	-2,24255	-2,39859	-2,59714
$t_{3H\ ('92)}$	1,29545	1,47191	1,69491	-2,01581	-2,20825	-2,43859
1952-1987						
R^2	0,02124	0,07458	0,22132	0,35475	0,41803	0,47135
$\hat{\beta}1_{k,1}$	23,13290	54,13221	262,19036	301,92157	250,14209	169,92157
$t_{1H\text{-}H\ ('80)}$	1,28532	1,77950	1,96024	2,39583	2,67952	3,05263
$t_{1N\text{-}W\ ('87)}$	1,17833	1,63040	1,87918	2,21995	2,55946	2,93679
$t_{1H\ ('92)}$	1,03090	1,48014	1,65863	1,94651	2,36035	2,68797
$\hat{\beta}2_{k,1}$	-541,6672	-650,0156	-889,6769	-1292,400	-1186,297	-1674,378
$t_{2H\text{-}H\ ('80)}$	-2,08611	-2,57841	-2,70874	-2,39946	-2,67375	-3,05040
$t_{2N\text{-}W\ ('87)}$	-2,00197	-2,39552	-2,57072	-2,25237	-2,48561	-2,97218
$t_{2H\ ('92)}$	-1,84283	-2,26272	-2,48705	-2,17841	-2,32651	-2,64280
$\hat{\beta}3_{k,1}$	1188,26172	2011,30454	3863,73023	3900,13374	7005,53200	8722,04239
$t_{3H\text{-}H\ ('80)}$	1,68338	2,07887	2,40957	2,78551	3,01300	3,45404
$t_{3N\text{-}W\ ('87)}$	1,49089	1,83918	2,24888	2,57618	2,81681	3,27787
$t_{3H\ ('92)}$	1,28139	1,55112	1,99031	2,38157	2,59231	2,94238

Voir la note du **Tableau 1a**.

Tableau 3c :

Régression 3 : $r_{t+1}+\ldots+r_{t+k}=\alpha_{k,1}+\beta 1_{k,1}(D_t/P_t)+\beta 2_{k,1}(D_t/P_t)^2+\beta 3_{k,1}(D_t/P_t)^3+u_{t+k,k}$

L'intervalle	**L'horizon k (mois)**					
1952-1994	**1**	**3**	**12**	**24**	**36**	**48**
R^2	0,02021	0,05798	0,13766	0,21261	0,22068	0,24890
$\hat{\beta}1_{k,1}$	22,88750	57,06318	223,06955	277,35599	270,99262	199,28921
$t_{1H\text{-}H\ ('80)}$	1,38535	1,57297	1,99562	2,28890	2,52232	2,85535
$t_{1N\text{-}W\ ('87)}$	1,33249	1,51990	1,86156	2,15522	2,38439	2,65409
$t_{1H\ ('92)}$	1,17671	1,43204	1,73486	2,01412	2,25181	2,47963
$\hat{\beta}2_{k,1}$	-533,5572	-1295,164	-5048,873	-5780,434	-5614,105	-4163,826
$t_{2H\text{-}H\ ('80)}$	-2,08496	-2,37109	-2,69350	-2,48200	-2,77708	-3,05265
$t_{2N\text{-}W\ ('87)}$	-1,86064	-2,20728	-2,58293	-2,31704	-2,65303	-2,99088
$t_{2H\ ('92)}$	-1,60844	-1,90254	-2,24108	-2,04018	-2,46330	-2,71283
$\hat{\beta}3_{k,1}$	4106,66547	9758,82033	37704,13529	40453,80452	39786,78739	31007,04356
$t_{3H\text{-}H\ ('80)}$	1,58602	2,07082	2,39383	2,87843	3,01651	3,35540
$t_{3N\text{-}W\ ('87)}$	1,45359	1,93426	2,37971	2,68283	2,89118	3,23047
$t_{3H\ ('92)}$	1,31607	1,82623	2,21473	2,52054	2,68172	2,94529
1952-2001						
R^2	0,00913	0,02272	0,08923	0,17339	0,21042	0,26938
$\hat{\beta}1_{k,1}$	3,27406	4,92485	3,12685	-39,98557	-51,50353	-79,13134
$t_{1H\text{-}H\ ('80)}$	1,54036	1,72030	1,96349	-2,21536	-2,42285	-2,87461
$t_{1N\text{-}W\ ('87)}$	1,39271	1,57910	1,81803	-2,14769	-2,28374	-2,69017
$t_{1H\ ('92)}$	1,23654	1,41301	1,73703	-2,02490	-2,17777	-2,32819
$\hat{\beta}2_{k,1}$	-102,42046	-154,29138	-163,70906	1059,44300	1195,03914	1588,77516
$t_{2H\text{-}H\ ('80)}$	-1,76458	-1,92264	-2,20572	2,47575	2,72114	3,02050
$t_{2N\text{-}W\ ('87)}$	-1,63055	-1,80933	-2,15233	2,39086	2,50370	2,96898
$t_{2H\ ('92)}$	-1,49555	-1,64953	-1,96800	2,26981	2,32779	2,73731
$\hat{\beta}3_{k,1}$	1034,19076	1662,04850	2815,66634	-7471,58881	-7045,10873	-7811,48496
$t_{3H\text{-}H\ ('80)}$	1,41055	1,63758	2,01341	-2,32186	-2,71555	-3,12422
$t_{3N\text{-}W\ ('87)}$	1,34992	1,55910	1,97376	-2,28137	-2,57138	-2,81643
$t_{3H\ ('92)}$	1,23020	1,36818	1,73616	-2,06751	-2,32822	-2,60837

Voir la note du **Tableau 1a**.

Conclusion

Dans ce travail, nous avons cherché à tester la prévisibilité des rendements des actifs financiers en utilisant comme variable explicative le ratio dividende-prix. Nous avons présenté l'importance de la prévisibilité en finance, particulièrement dans la gestion optimale des portefeuilles. La prévisibilité des rendements des actifs financiers oblige les agents à réallouer leurs portefeuilles de façon à maximiser leurs rendements espérés. Cette question de prévisibilité est devenue le leitmotiv de plusieurs études en économie financière. Nous avons passé en revue trois articles représentant les deux grandes parties de la littérature de spécialité: une avec des résultats qui confirment la prévisibilité, et l'autre avec des résultats qui l'infirment.

Nos études empiriques répondent positivement à l'existence de la prévisibilité à long terme des rendements des actifs financiers ainsi qu'au pouvoir du ratio dividende-prix à prédire les rendements futurs. De même, elles mettent en évidence l'existence des non-linéarités qu'on croit être présentes à cause des changements de régime. Le défi pour de futures recherches est de caractériser plus spécifiquement les modèles structurels qui génèrent ces non-linéarités et de les incorporer dans la gestion de portefeuille.

Bibliographie

Ang A. et Bekaert G., 2001 : « Stock Return Predictability : Is it There? », NBER Working Paper 8207.

Campbell B. et Dufour J. M., 1995 : «Exact Nonparametric Orthogonality and Random Walk Tests », The Review of Economics and statistics.

Campbell J., Lo A. W. et Mackinlay A. C., 1997 : «The Econometrics of Financial Markets », Princeton, NJ : Princeton University Press.

Fama E. et French K., 1988 : « Dividend Yields and Expected Stocks Returns », Journal of Financial Economics, 22. 3-25.

Fama E. et French K., 1988 : « Permanent and Temporary Components of Stock Prices », Journal of Political Economy, vol. 96, no. 21.

Hodrick R., 1992 : « Dividend Yields and Expected Stock Returns : Alternative Procedures for Inference and Measurement », Review of Financial Studies, vol. 5, 357-86.

Hansen L. et Hodrick R., 1980 : « Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates : An Econometric Analysis », Journal of Political Economy, vol. 88, no. 51.

Lettau M. et Ludvigson S., 2001 : « Measuring and Modelling Variation in the Risk Return Trade Off », Working Paper, New York University.

Mankiw N.G. et Shapiro M.D., 1985: «Trends, Random Walks and Tests of the Permanent Income Hypothesis», Journal of Monetary Economics 16, 165-174.

Newey W. et West K., 1987 : « A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix », Econometrica 55, 703-708.

Annexe I :

Le développement Taylor d'ordre 1 de la formule du log de rendement

L'équation définissant le log de rendement est :

(1.2.1) $\log(R_t) = \log(P_t + D_t) - \log(P_{t-1}) \Leftrightarrow r_t = \log(P_t + D_t) - p_{t-1}$

où $r_t = \log(R_t)$ et $p_{t-1} = \log(P_{t-1})$.

Analogue, on notera : $p_t = \log(P_t)$ et $d_t = \log(D_t)$.

D'ici résulte que : $P_t = e^{p_t}$ et $D_t = e^{d_t}$.

Alors, nous pouvons écrire :

$P_t + D_t = e^{p_t} + e^{d_t} = e^{p_t}\left(1 + e^{d_t - p_t}\right) = e^{p_t}\left(1 + e^{\delta_t}\right)$

où $\delta_t = d_t - p_t$ est le log du ratio dividende-prix.

L'équation (1.2.1) devient :

(1.2.1') $r_t = \log\left(e^{p_t}\left(1 + e^{\delta_t}\right)\right) - p_{t-1} = \log\left(e^{p_t}\right) + \log\left(1 + e^{\delta_t}\right) - p_{t-1} =$

$p_t - p_{t-1} + \log\left(1 + e^{\delta}\right)$

Soit la fonction : $g(x) = \log(1 + e^x)$, $x = \delta_t$. Son développement Taylor d'ordre 1 autour du point $x_0 = E(\delta_t) = \delta$ est :

$g(x) \approx g(x_0) + (x - x_0)g'(x_0) \Leftrightarrow g(x) \approx g'(x_0)x + g(x_0) - x_0 g'(x_0) \Leftrightarrow g(x) \approx ax + b$

où $a = g'(x_0)$ et $b = g(x_0) - x_0 g'(x_0)$.

Ainsi, une approximation de l'équation (1.2.1') peut être :

$$r_t \approx p_t - p_{t-1} + a\delta_t + b \Leftrightarrow r_t \approx \left(p_t - d_t\right) + \left(d_t - d_{t-1}\right) + \left(d_{t-1} - p_{t-1}\right) + a\delta_t + b \Leftrightarrow$$
$$r_t \approx -\delta_t + \Delta d_t + \delta_{t-1} + a\delta_t + b \Leftrightarrow r_t \approx b + \delta_{t-1} - (1-a)\delta_t + \Delta d_t$$

où $\delta_{t-1} = d_{t-1} - p_{t-1}$ et $\Delta d_t = d_t - d_{t-1}$.

D'ici, en faisant les notations : b=k et 1-a=ρ, on obtient l'approximation :

(1.2.2) $r_t \approx k + \delta_{t-1} - \rho\delta_t + \Delta d_t$

Annexe II:

L'estimateur de la matrice asymptotique de variance-covariance

Hansen et Hodrick (1980)

$$\text{Soit } X_T = \begin{bmatrix} 1 & D_1/P_1 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & D_T/P_T \end{bmatrix} \text{ où T est le nombre d'observations.}$$

Pour $\sqrt{T}\left(\delta_T - \delta\right)$, ($\delta' = \left(\alpha_k, \beta_k\right)$), la matrice de variance-covariance conditionnelle à X_T

en échantillon fini est : $$T\left(X_T' X_T\right)^{-1} X_T' \Omega_T X_T \left(X_T' X_T\right)^{-1},$$

où $\Omega_T = E\left(U_T U_T' | X_T\right)$, $U_T = \begin{bmatrix} u_{1+k} & k \\ \vdots & \vdots \\ u_{T+k} & k \end{bmatrix}$ et k est l'horizon de prévisibilité.

L'estimateur pour Ω_T est la matrice symétrique $T \times T$ avec cette représentation:

$$\begin{bmatrix} \hat{R}_u^T(0) & & & & & & \\ \hat{R}_u^T(1) & \hat{R}_u^T(0) & & & & & \\ \vdots & & & & & & \\ \hat{R}_u^T(k-1) & & & & & & \\ 0 & & & & & & \\ \vdots & & & & & & \\ 0 & \cdots & 0 & \hat{R}_u^T(k-1) & \cdots & \hat{R}_u^T(1) & \hat{R}_u^T(0) \end{bmatrix}$$

où, pour $j \geq 0$, $$\hat{R}_u^T\left(j\right) = \frac{1}{T}\sum_{t=j+1}^{T} \hat{u}_{t+k,k}^T \hat{u}_{t+k-j,k-j}^T \rightarrow R_u^T(j).$$

Alors, un estimateur consistant pour la matrice de variance-covariance asymptotique sera : $$\hat{\Theta}_T = T\left(X_T' X_T\right)^{-1} X_T' \hat{\Omega}_T X_T \left(X_T' X_T\right)^{-1}.$$

Annexe III :

L'estimateur de l'écart-type Newey et West (1987)

Sous l'hypothèse nulle de non-prévisibilité des rendements des actifs financiers, l'estimateur de l'écart-type Newey-West (1987) est:

$$\hat{S}_T = \hat{\Omega}_0 + \sum_{j=1}^{k-1} w(j,k)\left[\hat{\Omega}_j + \hat{\Omega}_j^{'}\right],$$

T étant le nombre d'observations et k l'horizon de prévisibilité.

$\hat{\Omega}_0 = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T}\left(\omega_{t+k}\omega_{t+k}^{'}\right)$ où $\omega_{t+k} = \hat{u}_{t+k} \cdot x_t$ et $x_t^{'} = \left(1, D_t / P_t\right)$.

$\hat{u}_{t+k}$ sont les résidus estimés pour $j \in [1, k-1]$

$\hat{\Omega}_j = \frac{1}{T}\sum_{t=j+1}^{T}\left(\omega_{t+k}\omega_{t+k-j}^{'}\right)$.

L'estimateur $\hat{S}_T$ est pondéré par l'expression : $w(j,k) = 1 - j/k$ qui diminue quand j augmente.

Annexe IV:

L'estimateur de l'écart-type Hodrick (1992)

Sous l'hypothèse nulle de non-prévisibilité, la formule de l'écart-type est:

(1) $S_0 = \sum_{j=-k+1}^{k-1} E\left(\omega_{t+k}\omega'_{t+k-j}\right)$, où : $\omega_{t+k} = u_{t+k,k}x_t$, $x'_t = \left(1, D_t/P_t\right)$ et $u_{t+k,k} = \left(e_{t+1} + \ldots + e_{t+k}\right)$.

Pour j>0 :

$$E\left(u_{t+k,k}x_t u_{t+k-j,k}x'_{t-j}\right) = E\left[\left(\sum_{i=1}^{k} e_{t+i}\right)x_i\left(\sum_{b=1-j}^{k-j} e_{t+b}\right)x'_{t-j}\right] =$$

$$E\left[\left(\sum_{i=1}^{k-j} e^2_{t+i}\right)x_t x'_{t-j}\right]$$

Dans le cas des séries temporelles stationnaires, les valeurs des espérances inconditionnelles dépendent seulement de l'intervalle entre les observations. Alors, on a l'égalité:

$$E\left[\left(\sum_{i=1}^{k-j} e^2_{t+i}\right)x_t x'_{t-j}\right] = E\left[e^2_{t+1}\left(\sum_{i=0}^{k-j-1} x_{t-i}x'_{t-j-i}\right)\right]$$

et (1) sera équivalente avec:

$$S_0 = E\left[e^2_{t+1}\left(\sum_{i=0}^{k-1} x_{t-i}\right)\left(\sum_{i=0}^{k-1} x_{t-i}\right)'\right].$$

$\hat{\omega}k_t = \hat{e}_{t+1}\left(\sum_{i=0}^{k-1} x_{t-i}\right)$; les estimateurs de e_{t+1} sont les résidus de la régression de r_{t+1} sur une constante, et l'estimateur de l'écart-type S_0 va être : $\hat{S}_0 = \frac{1}{T}\sum_{t=k}^{T} \hat{\omega}k_t \hat{\omega}k_t^{'}$,

où k est l'horizon de prévisibilité et T le nombre d'observations.

Annexe V :

Simulations Monte Carlo

Les modèles:

MCO (Moindres carrés Ordinaires) :

$$r_{t+1} = \beta_0 + \beta^{OLS}(D_t/P_t) + u_{t+1}$$

DMCO1 (Double Moindres carrés Ordinaires) :

$$\begin{cases} x_{t+1} = D_t/P_t + D_{t+1}/P_{t+1} = \alpha_{01} + \alpha_1\left(D_t/P_t\right) + e_{t+1} \Rightarrow \hat{x}_{t+1} \\ r_{t+1} + r_{t+2} = \beta_{01} + \beta^{IV1}\hat{x}_{t+1} + u_{t+2} \Rightarrow \hat{\beta}^{IV1} \end{cases}$$

DMCO2 :

$$\begin{cases} x_{t+2} = D_t/P_t + D_{t+1}/P_{t+1} + D_{t+2}/P_{t+2} = \alpha_{02} + \alpha_2\left(D_t/P_t\right) + e_{t+2} \Rightarrow \hat{x}_{t+2} \\ r_{t+1} + r_{t+2} + r_{t+3} = \beta_{02} + \beta^{IV2}\hat{x}_{t+2} + u_{t+3} \Rightarrow \hat{\beta}^{IV2} \end{cases}$$

Les simulations :

Nous avons utilisé pour les simulations de x(D_t/P_t) et de y(r_t) les mêmes relations que nous retrouvons dans Campbell et Dufour (1995) :

$x_t = \theta_0 + \theta_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$ où $\varepsilon_t = \rho e_t + w_t\sqrt{1-\rho^2}$, $\theta_0 = 0$, $x_0 = w_0/\sqrt{1-\theta_1^2}$ et

e_t , w_t sont iid N(0,1).

Nous faisons1000 réplications pour chacun; nous prenons $\rho = 0{,}8$, $\theta_1 = 0{,}99$ et la taille de l'échantillon est N=100; 250 et 500.

$y_t = \beta y_{t-1} + e_t$ où $\beta = 0$; 0,04; 0,07 et 0,5.

Les résultats obtenus sur les statistiques des trois coefficients β pour tous les cas sont présentés dans le tableau 4.

Tableau 4 :

ρ=0,8; θ_1=0,99	$\hat{\beta}^{OLS}$	$\hat{\beta}^{IV1}$	$\hat{\beta}^{IV2}$
N=100			
	β=0		
moyenne	-0,04139	-0,04245	-0,04327
écart-type	0,04251	0,04376	0,04497
	β=0,04		
moyenne	-0,00139	-0,00245	-0,00327
écart-type	0,04251	0,04376	0,04497
	β=0,07		
moyenne	0,02861	0,02755	0,02673
écart-type	0,04251	0,04376	0,04497
	β=0,5		
moyenne	0,45861	0,45755	0,45673
écart-type	0,04251	0,04376	0,04497
N=250			
	β=0		
moyenne	-0,01568	-0,01587	-0,01603
écart-type	0,01804	0,01828	0,01859
	β=0,04		
moyenne	0,02432	0,02413	0,02397
écart-type	0,01804	0,01828	0,01859
	β=0,07		
moyenne	0,05432	0,05413	0,05397
écart-type	0,01804	0,01828	0,01859
	β=0,5		
moyenne	0,48432	0,48413	0,48397
écart-type	0,01804	0,01828	0,01859
N=500			
	β=0		
moyenne	-0,00760	-0,00769	-0,00780
écart-type	0,00982	0,00995	0,01013
	β=0,04		
moyenne	0,03240	0,03231	0,03220
écart-type	0,00982	0,00995	0,01013
	β=0,07		
moyenne	0,06240	0,06231	0,06220
écart-type	0,00982	0,00995	0,01013
	β=0,5		
moyenne	0,49240	0,49231	0,49220
écart-type	0,00982	0,00995	0,01013